

## REAÇÃO FISCAL AO AUMENTO DA DÍVIDA PÚBLICA: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

FRANCISCO JOSÉ SILVA TABOSA \*  
ROBERTO TATIWA FERREIRA †  
ANDREI GOMES SIMONASSI ‡  
AHMAD SAEED KHAN §  
DANIEL TOMAZ ¶

### Resumo

O estudo propõe uma investigação acerca da capacidade dos brasileiros em manter uma trajetória sustentável da dívida pública que, a despeito das propostas de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei 9.496/97) e Lei de Responsabilidade Fiscal (L.C.101/2000), aumentou sobremaneira entre 2006 a 2011. Para tanto, adapta-se a função de reação fiscal de a uma estrutura de dados em painel, bem como se inclui a possibilidade de não linearidades por meio de efeitos limiares, como em Hansen (1999). Desse modo, permite-se que as reações por parte das unidades federativas com maiores níveis de dívidas sejam diferentes das demais. Os resultados mostraram que, em regra, não há uma política fiscal estadual ativa de geração de superávit primário ao aumento da dívida pública.

**Palavras-chave:** Reação Fiscal; Estados Brasileiros, Solvência.

### Abstract

The study proposes an investigation into the ability of the Brazilian states to keep sustainable the trajectory of its public debt that, in spite of the Fiscal Restructuration Proposals, as the Law 9.496/97 and the Law of Fiscal Responsibility, increased between 2006 and 2011. The methodology adapted the fiscal reaction function of Bohn (2007) to a panel data structure and includes the possibility of threshold effects, such as in Hansen (1999). Thus, the reactions by the states with higher levels of debt were allowed be different from the others. The results showed that, as a rule, there is no active fiscal policy of the states in terms of generating primary surplus against the increase of the public debt.

**Keywords:** Fiscal Reaction; Brazilian States, Solvency.

**JEL classification:** H6, H62, H63

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea134918>

\* MAER/UFC e Pesquisador da FUNCAP. Email: franzetabosa@ufc.br

† CAEN/UFC e Pesquisador do CNPq. Email: rtf2@uol.com.br

‡ CAEN/UFC e Pesquisador do CNPq. Email: agsimonassi@ufc.br

§ MAER/UFC e Pesquisador do CNPq. Email: saeed@ufc.br

¶ Graduando em Finanças na UFC Campus Sobral. Email: daniel25tomaz@gmail.com

## 1 Introdução

A insolvência da dívida pública produz efeitos negativos em âmbito macro e microeconômico. Como mostram Sargent & Wallace (1981), esse problema impede a estabilidade de preços afete o desempenho da atividade econômica (Gong et al. 2001), elevando por isso mesmo a necessidade de maiores taxas de juros no longo prazo (Afonso & Rault 2007), além de influenciar, de forma negativa, o mercado financeiro e as decisões de consumo e investimento por parte dos agentes econômicos. Com efeito, uma leve alta nos níveis dos déficits é o bastante para reduzir a quantidade ou eficiência do investimento, provocando uma redução no crescimento econômico (Moss & Chang 2003).

Quando a dívida pública pode ser considerada sustentável? Respostas conhecidas na literatura econômica são: (i) a dívida pública é sustentável quando seu montante em relação ao PIB converge sempre para um nível inicial  $b_0$  (Blanchard 1990); (ii) mais especificamente, o conceito de sustentabilidade da dívida refere-se "... à questão de saber se o governo está caminhando para acumulação de endividamento excessivo, que em última análise, pode ameaçar a estabilidade de preços. Uma dívida é considerada 'excessiva' e, por conseguinte, insustentável, quando o governo não satisfaz uma restrição de orçamento intertemporal e, conseqüentemente, sua dívida não pode ser compensada pelos excedentes primários futuros esperados de igual valor presente" (Luporini 1999, p. 9); (iii) ou ainda, a dívida de um país ou região é considerada sustentável quando o superávit primário corrente é suficiente para estabilizar a relação dívida/PIB (Goldfajn 2002).

Do ponto de vista empírico, os trabalhos iniciais que testam a hipótese de sustentabilidade, fizeram uso de testes da raiz unitária sobre a razão da dívida da unidade econômica e do PIB. Faz-se também necessário recorrer a mecanismo de caráter intertemporal de modo a combater o aumento da dívida pré-existente. Ainda que os governos emitam moeda e títulos de modo a saldar suas obrigações, não recomenda-se uma trajetória indefinida de acúmulo da dívida. Esse enfoque incentivou a análise quantitativa que fez uso de testes de cointegração entre as receitas e despesas públicas. Em alguns casos, taxas de juros foram acrescentadas. Mais recentemente, Bohn (2007) propôs um teste de solvência da dívida pública, com vantagens em relação aos testes de cointegração, baseado na estimação de uma função de reação do governo.

No Brasil, desde o Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG) em 1964, o governo tem se preocupado com a sustentabilidade de sua dívida. Durante as décadas de 1970 e 1980, observou-se uma elevação da dívida pública em decorrência das crises internacionais (crise do petróleo, em 1973 e 1979), da recessão norte-americana, da crise da dívida externa em 1982 e, da falta de acompanhamento e transparência das contas públicas – só o déficit primário da economia brasileira era de 4,2%, em 1985/1986, e 5,8% do PIB, em 1987/1989 (Giambiagi & Além 2000).

Sobretudo depois da crise financeira dos estados, entre 1995 e 1998, os esforços do governo se voltaram para o controle da dívida interna do setor público. Os governos estaduais alegavam perdas de receitas do ICMS em decorrência da Lei Kandir. Os déficits primários estaduais representavam, em média, 0,4% do PIB, enquanto o superávit do Governo federal era de 0,3% do PIB.

Com efeito, reformas institucionais foram implementadas visando à manutenção de superávits fiscais primários e sustentabilidade da dívida no Brasil.

O Programa de Reestruturação Fiscal e Financeira (Lei 9.496/97) promoveu uma reforma fiscal nos estados brasileiros baseada na venda de ativos estaduais, principalmente das companhias estaduais de distribuição de energia elétrica, na privatização e liquidação dos bancos estaduais, no refinanciamento das dívidas estaduais e municipais (Mora & Giambiagi 2005).

O Programa de Estabilização Fiscal de 1998 estabeleceu as metas de superávits primários do setor público, e a Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar 101 de 2000) fixou os limites dos gastos com pessoal e endividamento público, além dos mecanismos claros para a correção de eventuais desvios, restringindo a atuação da política fiscal (Rocha & Giuberti 2008).

Entretanto, a utilização do IGP-DI como índice de correção monetária das dívidas estaduais tem dificultado que os seus estoques da dívida sejam diminuídos (Mora & Giambiagi 2005). De acordo com Pellegrini (2012), a dívida dos governos estaduais aumentou, entre 2006 a 2011, em R\$ 111,4 bilhões, pois o pagamento de juros da mesma são maiores, em média, do que os superávits primários dessas unidades federativas.

Dessa forma, surge naturalmente a pergunta se as dívidas dessas unidades da federação são sustentáveis no longo prazo. Em outras palavras, será que do ponto de vista estatístico os superávits primários gerados pelos estados brasileiros são suficientes para manter as suas dívidas sustentáveis no futuro?

Assim, no presente estudo, pretende-se responder essa pergunta por meio da comparação entre superávit primário e o montante da dívida pública. Para tanto, utiliza-se a função de resposta fiscal dos estados brasileiros proposta por Bohn (2007) e de dados em painel no período de 2000-2010. Todavia, há a possibilidade de que as reações por parte dessas unidades federativas analisadas sejam diferentes. Estados brasileiros com maiores níveis de dívidas passadas deveriam gerar maiores superávits primários no presente. Dessa forma, no presente estudo, estende-se o modelo de Bohn (2007) e incluem-se efeitos limiares (*threshold*) de acordo com a metodologia desenvolvida por Hansen (1999). A utilização do modelo de Bohn em uma estrutura de dados em painel com efeito *threshold* ainda não foi utilizada para análise da sustentabilidade da dívida. Assim, resta evidente a contribuição do presente estudo ao propor uma abordagem metodológica diferenciada, a qual gera novas evidências empíricas sobre a dinâmica das dívidas públicas dos estados brasileiros no longo prazo.

Essa metodologia complementa os testes de estacionariedade e de cointegração usualmente empregados em investigação empírica sobre sustentabilidade da dívida, pois propõe um método em que a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) continua satisfeita caso as receitas e gastos sejam estacionárias em diferença para qualquer ordem arbitrária e sem pré-requisito de integração. Logo, uma ampla classe de processos estocásticos que violam as condições de estacionariedade e cointegração continua satisfazendo a ROI<sup>1</sup>.

Seguindo esta introdução, na seção 2 realiza-se a revisão da literatura sobre o tema. Na seção 3, apresenta-se a base de dados e a metodologia. Os resultados serão apresentados na seção 4 e, na seção 5, as considerações finais.

---

<sup>1</sup>Maiores detalhes, ver Bohn (2007).

## 2 Revisão da Literatura

A validação da restrição orçamentária intertemporal do governo é uma das formas de se testar a hipótese de sustentabilidade dos seus déficits fiscais. Por isso, testes econométricos para séries temporais e, mais recentemente, testes para dados em painel são utilizados. Um dos trabalhos pioneiros nesse tema é o de Hamilton & Flavin (1986), o qual testa se há sustentabilidade fiscal nos Estados Unidos no período de 1960 a 1984, por meio de testes de estacionariedade das séries de resultados fiscais e dívida pública.

Entretanto, a metodologia de Hamilton & Flavin (1986) não considera alguns aspectos, dentre os quais o estoque inicial da dívida. Este problema é superado por Trehan & Walsh (1988), que passaram a considerar a restrição orçamentária do governo satisfeita se a séries de gastos (exclusive o pagamento de juros), receitas e dívida do governo fossem cointegradas com vetor de cointegração dado por  $(1, 1+r)$ . Ou seja, eles impuseram maiores restrições sobre a trajetória do resultado fiscal do que Hamilton & Flavin (1986).

Posteriormente, Bohn (1998) propôs um novo teste de sustentabilidade. Nele, a restrição orçamentária intertemporal é atendida se o superávit primário reage positivamente a aumentos da relação dívida/PIB. Recentemente, Bohn (2007) analisou a sustentabilidade da dívida utilizando uma função de reação do governo. De acordo com este autor, nas técnicas tradicionais de testes de estacionariedade e de cointegração a solvência do governo é obtida se a dívida é estacionária a partir de qualquer número finito de diferenciações. Isso implica dizer que a ROI continua satisfeita se receitas e gastos são estacionários em diferenças para qualquer ordem arbitrária e sem qualquer pré-requisito de cointegração.

Para os dados da economia brasileira, há vários estudos sobre a temática da sustentabilidade da dívida pública. Fazendo uso da metodologia de Trehan & Walsh (1988), Rocha (1997) testa a estacionariedade da primeira diferença da dívida pública interna. O resultado a que chegou mostrou ser possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, isso porque, havia evidência de que a dívida pública interna apresentava comportamento consistente com o cumprimento de restrição intertemporal do governo, no período compreendido entre janeiro de 1980 a julho de 1993.

Contudo, aplicando o mesmo procedimento para o período que se estende até fevereiro de 1990, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Esse resultado indica que a política fiscal mostrava-se insustentável, e com a moratória ocorrida em fevereiro de 1990, a sustentabilidade parece ter se revertido.

Hakkio & Rush (1991) testam a cointegração entre gastos (exclusive juros pagos sobre a dívida) e receitas. Eles observaram que a senhoriagem desempenhou, no período analisado, um papel relevante no financiamento do déficit público brasileiro, mostrando assim a sustentabilidade da dívida pública.

Luporini (1999), com os dados da dívida pública mobiliária brasileira, analisa a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1965. Segundo a autora, a política fiscal governamental pode ser considerada sustentável se o valor descontado de sua dívida mobiliária como fração do PIB for respaldada por superávits fiscais primários de mesmo valor presente. Muito embora os resultados gerais indiquem sustentabilidade, os testes realizados em dois subconjuntos da amostra sugerem que a política fiscal assumiu um padrão insustentável após 1981.

Garcia & Rigobon (2004) estudam a dinâmica da dívida brasileira com base na perspectiva de gerenciamento de risco. Os autores utilizaram informações mensais dos estoques de dívida brasileira (interna e externa; bruto e líquido). Por meio de um modelo de vetores autorregressivos (VAR), constataram que, apesar da dívida ser sustentável, existem diversas trajetórias nas quais a política fiscal não seria sustentável.

Lima & Simonassi (2005)<sup>2</sup> verificam que, na ausência de senhoriagem, o governo intervém somente se a variação da relação déficit/PIB supera 1,74%, de modo a tornar o déficit estacionário. Simonassi et al. (2014), de posse de informações mensais referentes ao estoque da Dívida Líquida do Setor Público (DLSP) brasileiro, entre janeiro de 1991 e outubro de 2006, estimam uma função de reação para o Brasil no período de 1991 a 2008 por meio de múltiplas quebras estruturais endógenas, seguindo a metodologia de Bai & Perron (1998). Os resultados mostram que, ao longo do período analisado, a política fiscal brasileira mostrou-se sustentável.

Pinton & Mendonça (2008) analisam a política fiscal brasileira, no período de 1998 a 2007, por meio de dois indicadores: o impulso fiscal, que permite observar a postura do governo federal ao longo desses anos e, o segundo, a sustentabilidade da dívida pública, que evidencia o impacto da postura do governo na sustentabilidade da dívida pública. No entendimento dos autores, os testes aplicados apontam para uma dívida pública não sustentável, apesar da política fiscal austera. Portanto, a adoção de uma política fiscal contracionista não é condição suficiente para que seja obtido êxito na condução da política fiscal.

Comparativamente, os estudos que analisam a sustentabilidade da dívida dos estados brasileiros são menos numerosos. Destaque para o trabalho de Mora & Giambiagi (2005). Com o uso de informações anuais das contas públicas estaduais e da relação estoque da dívida/PIB, que compreendem os anos de 1998 a 2004, concluem ser a dívida pública sustentável na maioria dos estados, mas destacam a situação de Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo.

Pereira (2008), analisa o endividamento dos estados brasileiros e Distrito Federal após a renegociação dos passivos estaduais e a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal. O autor utiliza testes de raiz unitária, vetores autorregressivos (VAR) e testes de cointegração em painel, aplicados nas séries de receita corrente, despesa corrente e juros da dívida anual dos estados entre 1986 e 2005, e conclui que o esforço fiscal que se seguiu ultrapassou até mesmo as visões mais otimistas. Entretanto, persiste a preocupação sobre as possíveis consequências de um período de baixo crescimento econômico e/ou maior índice de correção monetária, que poderiam trazer a insustentabilidade da dívida, justamente quando nesses casos torna-se ainda mais difícil o pagamento de juros.

Por fim, Piancastelli & Boueri (2008) analisam a evolução da situação financeira dos estados brasileiros dez anos após a renegociação da dívida com o governo federal. Tendo em vista a relação dívida pública/PIB, os autores verificaram que a maioria dos estados conseguiu ajustar suas finanças públicas, promovendo assim reformas administrativas com responsabilidade fiscal.

---

<sup>2</sup>Os dados se referem ao PIB nacional e às receitas e despesas públicas. Calcularam o déficit público como proporção do PIB nacional (no período de 1947-1999) e consideraram a existência de “efeitos *threshold*” na série de déficit orçamentário brasileiro.

Verifica-se que, até o momento, não há estudos sobre a sustentabilidade dos estados brasileiros baseados na estimação de uma versão não linear para dados em painel da uma função de reação como a de Bohn (2007). O presente estudo pretende contribuir com esse tema ao fornecer evidências empíricas sobre essa problemática por meio da estimação de uma função de reação para dados em painel com efeitos limiaries, em decorrência da possibilidade de que as reações por parte das unidades federativas analisadas sejam diferentes e, que inclui variáveis que refletem a realidade da dinâmica das dívidas dos estados brasileiros.

### 3 Metodologia

#### 3.1 Referencial Teórico

Estudos envolvendo a sustentabilidade da dívida estão diretamente relacionados à restrição orçamentária do governo, que é uma condição de equilíbrio no qual os gastos com bens e serviços e pagamento de juros ou são financiados com a arrecadação de impostos ou via emissão de dívida pública.

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} + (G_t - T_t) \quad (1)$$

Resolvendo a equação (1) *forward* e assumindo previsão perfeita, tem-se que:

$$B_t = \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] + \sum_{v=0}^{\infty} \rho^v E_t [T_{t+v} - G_{t+v}] \quad (2)$$

com  $\rho^k = \prod_{s=1}^k \left( \frac{1}{1+r_s} \right)$ .

Em (2) considera-se que  $\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] = 0$ , ou seja, que o governo não usará um tipo de “Jogo de Ponzí” para se financiar. Portanto, o atendimento à restrição orçamentária intertemporal (ROI) do governo representa a sustentabilidade da política fiscal do país.

Do ponto de vista empírico, essa questão é usualmente investigada por meio de testes da raiz unitária no processo estatístico que governa as séries apropriadas de dívida ou déficit. O outro procedimento testa a existência de cointegração entre gastos e receita. Contudo, esses métodos baseiam-se na premissa de que as variáveis da Restrição Orçamentária Intertemporal sejam integradas de primeira ordem.

De modo a contornar esse problema, Bohn (2007) propõe um método no qual a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) continua satisfeita caso as receitas e gastos sejam estacionárias em diferença para qualquer ordem arbitrária, sem pré-requisito de integração. Bohn (op.cit.) parte da denominada identidade orçamentária do governo em qualquer instante no tempo “*t*”, definida por:

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} + (G_t^0 - T_t) \quad (3)$$

sendo  $B_t$  definido como a dívida pública,  $G_t^0$  o gasto primário,  $R_t$  a receita e  $r_t$  a taxa de juros. A primeira diferença em (3) resulta na seguinte equação:

$$\Delta B_t = B_t - B_{t-1} = G_t^0 - T_t + r_t B_{t-1} \quad (4)$$

a qual define o déficit do governo incluindo juros e o termo  $(G_t^0 - T)$  representa o déficit primário. Essas variáveis podem ser utilizadas em termos nominais, reais ou ainda como proporção do PIB ou da população, desde que adequado o fator de acumulação  $r_t$ , sobre o qual são feitas algumas hipóteses:

1.  $r_t = r > 0$  e  $\rho = 1/(1+r) < 1$
2.  $E_t[r_{t+1}] = r > 0$  e  $\rho = 1/(1+r) < 1$

A equação (3) implica na expressão:

$$B_t = \rho E_t \left[ (T_{t+1} - G_{t+1}^0) + B_{t+1} \right] \quad (5)$$

Pode-se ainda considerar uma terceira hipótese, caso seja qualquer processo estocástico estacionário com média  $r$ , tal que. Assim, com propriedades idênticas ao gasto primário (gastos do governo com bens e serviços excluindo pagamento de juros). Define-se nos casos das duas primeiras hipóteses para então reescrever a equação (5), após a substituição da igualdade acima, como:

$$B_t = \rho E_t [(T_{t+1} - G_{t+1}) + B_{t+1}] \quad (6)$$

Com  $\rho < 1$  em ambos os casos. Definindo  $S_{t+1} = (T_{t+1} - G_{t+1})$  e resolvendo *forward*, obtemos:

$$B_t = \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t [S_{t+i}] \quad (7)$$

Sendo  $\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t [B_{t+n}] = 0$  a condição suficiente para sustentabilidade da dívida, e o segundo termo do lado direito da equação (7) representa a ROI do governo, caso a condição de transversalidade supracitada seja válida.

De acordo com Bohn (2007), é suficiente que a série de dívida seja integrada de qualquer ordem finita para que a condição de transversalidade acima seja satisfeita. A ideia é que o fator de desconto  $\rho^n$  dominará  $E_t [B_{t+n}]$  assintoticamente e, deste modo, a hipótese de que  $\rho < 1$  é considerada robusta vis-à-vis a relativa irrelevância do nível da taxa de juros. Definindo  $G_t^r$  como o gasto do governo incluindo as despesas com juros, e  $B_t$  e  $T_t$  como determinados acima, a segunda proposição de Bohn incide em uma crítica formal às análises de sustentabilidade através de técnicas de cointegração:  $G_t^r \sim I(m)$  e  $T_t \sim I(n)$ , com a possibilidade de  $m \neq n$  e que tais variáveis não sejam cointegradas, portanto, além da condição de transversalidade, a ROI do governo continua válida desde que  $B_t \sim I(k)$  com  $k \leq \text{Max}[m; n] + 1$ .

No caso de cointegração entre déficit primário e dívida, o que está sendo investigado é se,

$$(G_t - T_t) + \alpha B_t \sim I(0) \quad (8)$$

com  $\alpha \neq 0$  representando a combinação linear estacionária entre tais variáveis.

Adicionando esta informação à identidade (com  $G_t = G_t^0$ ) orçamentária (3), pode-se reescrevê-la como:

$$B_t = (1 + r_t - \alpha) B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Dessa forma, de acordo com Trehan & Walsh (1988), o que está sob investigação é se  $(G_t - T_t) = -\alpha B_{t-1} + \varepsilon_t$ , ou seja, se o mecanismo de correção de erro é interpretado como uma função de reação do governo.

### 3.2 A Função de Reação dos Estados

Uma extensão da proposta de Bohn (2007) para uma estrutura com dados em painel pode ser expressa da seguinte maneira:

$$SDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Div_{it-1} + \beta_2 TRJ_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 IGP_{it} + \beta_5 \tilde{T}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

em que as variáveis  $SDP_{i,t}$ ,  $Div_{i,t-1}$  e  $R_{i,t}$  estão expressas como proporção do PIB. A variável  $SDP_{i,t}$  representa o superávit (ou déficit) primário de cada estado  $i$  no período  $t$  e é calculado como receitas menos despesas correntes, é a dívida líquida do setor público de cada estado  $i$  no período  $t - 1$ ,  $TRJ_{i,t}$  é a taxa real de juros,  $GDP_{i,t}$  é a taxa de crescimento do PIB de cada estado  $i$  no período  $t$ ,  $TI$  é a taxa de inflação, medida pelo IGP-DI com base em 2012 e  $R_{i,t}$  é o desvio da receita corrente em relação às suas respectivas médias estaduais.

No processo de estimação, espera-se que  $\beta_3 > 0$ ,  $\beta_4 > 0$  e  $\beta_5 > 0$ . Não há um sinal esperado para  $\beta_2$ , uma vez que o mesmo dependerá do efeito da elevação da  $TJR$  no PIB, nas receitas e nas despesas. Na equação (10), a condição de sustentabilidade é dada por  $\widehat{\beta}_1 > 0$ , indicando que existe uma resposta positiva do governo em termos de geração de superávit primário em reposta ao acúmulo da dívida pública.

Neste caso, Bohn (2007) apresenta três casos para análise:

1.  $\widehat{\beta}_1 > r$ , onde  $r$  é a taxa real de juros, implica estacionariedade da dívida e despesas;
2.  $0 < \widehat{\beta}_1 < r$  implica em um resultado explosivo para a dívida e despesas;
3.  $\widehat{\beta}_1 = r$  implica na estacionariedade, em diferença, da dívida e despesas.

Entretanto, as repostas em termos de esforço fiscal dos estados brasileiros podem ser diferentes. Unidades federativas com maiores níveis de dívidas passadas deveriam gerar maiores superávits primários no presente. Por esse motivo, esse estudo inclui efeitos limiars (*threshold*) de acordo com a metodologia desenvolvida por Hansen (1999), permitindo que os parâmetros do modelo de regressão variem de acordo com os diferentes regimes, capturados pela variável selecionada para fornecer os valores limiars determinados de forma endógena. A inclusão de um efeito limiar na equação (10) pode ser expressa como,

$$SDP_{it} = \beta_0 + \beta_1^1 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1^2 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_2) + \beta_2 TRJ_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 IGP_{it} + \beta_5 \tilde{T}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

onde  $I(\cdot)$  é uma função indicadora;  $g_{it} = SDP_{it-1}$  representa a variável *threshold*;  $\gamma_1$  e  $\gamma_2$  são parâmetros a ser estimados e representam os valores limiars dessa variável que determinam os diferentes regimes<sup>3</sup>.

O procedimento para estimação e para testar a hipótese nula de linearidade contra a hipótese alternativa de efeitos *threshold* não são usuais. Hansen (1999) apresenta o processo de estimação do modelo que consiste na aplicação

<sup>3</sup>De acordo com os resultados dos testes de hipóteses de linearidade apresentados na próxima seção, há apenas um desses valores, isto é, dois regimes estatisticamente significantes.

de mínimos quadrados condicionados aplicado de forma sequencial para os dados transformados pela diferença da média entre grupos, a qual também se altera para cada valor dos parâmetros  $\gamma$ .

O teste da hipótese de linearidade consiste em verificar  $H_0 : \beta_I^1 = \beta_I^2$ . Entretanto, sobre essa hipótese os parâmetros  $\gamma$  não são identificados, e as estatísticas de teste usualmente aplicadas para testar essa hipótese não possuem distribuições padrões. Para contornar esse problema, o referido autor derivou a distribuição assintótica do teste de razão de verossimilhança para este caso e propôs um procedimento baseado no método de *bootstrap* de modo a gerar valores críticos para a estatística em questão. Dessa forma, caso a hipótese nula  $H_0 : \beta_I^1 = \beta_I^2$  seja rejeitada, é comprovada a existência de efeito limiar e, portanto, o uso de um modelo que inclui esses efeitos é preferível ao modelo linear.

### 3.3 Base de dados

No presente estudo, utilizou-se dados anuais referentes ao estoque da Dívida Líquida do Setor Público de cada estado, superávit (ou déficit) primário estadual, receita corrente e despesa corrente estadual, taxa real de juros, taxa de crescimento dos PIBs estaduais e taxa de inflação de 26 estados brasileiros e Distrito Federal, coletados no período de 2000 a 2010, totalizando 297 observações, disponíveis na Secretaria do Tesouro Nacional. O PIB estadual a preços correntes, a taxa de juros (SELIC) e a taxa de inflação (IGP-DI) foram obtidos junto ao IPEADATA, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A variável receita corrente foi transformada na forma de desvios em relação às suas respectivas médias estaduais.

Com o objetivo de apresentar algumas características dessas séries, a Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas dessas variáveis. Observe que a variável SDP apresenta em média superávits primários de 3,70% dos PIBs estaduais, variando entre um déficit de 1,15% do PIB (Paraná, em 2000) e um superávit de 15,85% do PIB (Tocantins, em 2000).

No que se refere à dívida líquida do setor público em proporção ao PIB de cada estado (Div), em média, elas correspondem a 20,83% do PIB dos estados brasileiros, oscilando entre 4,38% do PIB (Distrito Federal, em 2009) e 81,39% do PIB, no estado do Piauí, em 2009.

A Taxa Real de Juros (TRJ) da economia brasileira teve como média 7,10%, variando entre 1,94% em 2008 e 13,38% em 2006. Já a Taxa de Crescimento da Economia (GDP) dos estados brasileiros teve como média 2,38%, oscilando entre um decréscimo da economia de 8,84% no Distrito Federal em 2000<sup>4</sup> e 11,72% (Mato Grosso, em 2008). A média da Taxa de Inflação (TI) foi de 8,66%.

## 4 Resultados

Inicialmente, buscou-se testar a hipótese nula de um modelo linear contra a hipótese alternativa de um modelo com efeito *threshold*. Esse teste foi realizado de forma sequencial para nenhum, um ou dois efeitos *threshold* de acordo com

<sup>4</sup>No ano de 2000, todos os estados brasileiros e o Distrito Federal tiveram decréscimos na sua economia, comparado ao ano de 1999.

**Tabela 1:** Estatística descritiva das séries para os estados brasileiros: 2000-2010

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SDP	297	0,037	0,031	-0,012	0,159
Div	297	0,208	0,138	0,044	0,814
TRJ	297	7,106	3,574	1,945	13,380
GDP	297	2,380	4,940	-8,840	11,720
TI	297	8,660	5,300	1,710	20,540

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

o procedimento desenvolvido por Hansen (1999). O superávit ou déficit primário (SDP) defasado em um período representa a variável *threshold* sobre a variável dívida líquida do setor público (Div) defasada em um período. Apenas o teste para um efeito *threshold* foi significativo com um p-valor simulado de 0,07<sup>5</sup>. Dessa forma, este estudo conclui em favor de utilizar um modelo com um efeito *threshold*, tal qual o apresentado na eq. (11).

O efeito limiar significativo ao nível de 10% é  $\gamma_1 = 0,0118$ . Seguindo essa especificação, o modelo foi estimado por meio do processo descrito na seção anterior e seus principais resultados estão apresentados na Tabela 2, a seguir.

**Tabela 2:** Resultados da Estimação com um Efeito *Threshold* para  $SDP_{it}$ 

Modelo:		
$SDP_{it} = \beta_0 + \beta_1^1 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1^2 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_2) + \beta_2 TRJ_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 IGPI_{it} + \beta_5 \bar{T}_{it} + \varepsilon_{it}$		
Coefficientes por Regressores	Coefficientes Estimados	Desvios Padrões
$\beta_1^1$	-0,0601	0,0109
$\beta_1^2$	-0,0273	0,0099
$\beta_2$	0,0004	0,0002
$\beta_3$	0,0630	0,0181
$\beta_4$	0,0301	0,0217
$\beta_5$	0,2938	0,0769

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Os resultados da Tabela 2 mostram que, com exceção do coeficiente  $\beta_4$  referente à Taxa de Inflação – TI, todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes. O coeficiente referente à variável taxa de crescimento econômico da economia – GDP ( $\beta_3$ ) apresenta sinal positivo como esperado, implicando em uma correlação positiva entre crescimento econômico e superávits primários.

O parâmetro da variável referente aos desvios das receitas correntes em relação à sua média estadual ( $\beta_5$ ) também tem sinal positivo refletindo a relação entre maiores receitas com aumentos nos superávits. O coeficiente da variável taxa de juros real ( $\beta_2$ ) apresenta sinal positivo, o qual pode refletir a possibilidade de que um aumento na taxa de juros real gere uma retração bem maior no PIB do que no superávit, acarretando em um aumento do superávit

<sup>5</sup>Teste de Razão de Verossimilhança no valor de 16,9518; com 500 replicações do Método *Bootstrap*.

em relação ao PIB, ou seja, da variável dependente. Dessa forma, haveria uma correlação positiva entre SDP e TRJ. Outra explicação parte do período amostral utilizado. O Brasil apresenta taxa de juros real crescente para combater a inflação e, como os superávits dos estados também apresentaram trajetória crescente nesse período o sinal positivo do coeficiente em análise pode refletir esses movimentos na mesma direção.

Em relação ao coeficiente que expressa à reação fiscal, verifica-se que em todos os regimes analisados esse parâmetro, que relaciona a resposta dos governos estaduais ao acúmulo da dívida pública ( $\beta_1$ ), apresentou sinais negativos.

De acordo com Pellegrini (2012), as dívidas dos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Rio Grande do Sul representam 77% do total das dívidas líquidas dos estados brasileiros. Assim, buscou-se estimar o modelo anterior sem esses estados na amostra. Os resultados dessa nova estimativa encontram-se na Tabela 3.

O superávit ou déficit primário (SDP) defasado em um período representou novamente a variável *threshold* sobre a variável dívida líquida do setor público (Div) defasada em um período. Apenas o teste para um efeito *threshold* foi significativo com um p-valor simulado de 0.05<sup>6</sup>. Assim, utilizou-se um modelo com um efeito *threshold*, como o apresentado na eq. (11) para quantificar as respostas fiscais dos estados em relação às suas dívidas, agora excluindo os estados de São Paulo (SP), Minas Gerais (MG), Rio de Janeiro (RJ) e Rio Grande do Sul (RS).

O efeito limiar significativo ao nível de 10% é  $\gamma_1 = 0,0118$ . Os principais resultados estão apresentados na Tabela 3, a seguir.

**Tabela 3:** Resultados da Estimação com um Efeito *Threshold* para  $SDP_{it}$ , excluindo os estados de SP, MG, RJ e RS

Modelo:		
$SDP_{it} = \beta_0 + \beta_1^1 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_1) + \beta_1^2 Div_{it-1} I(g_{it} \leq \gamma_2) + \beta_2 TRJ_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 IGP_{it} + \beta_5 \bar{T}_{it} + \varepsilon_{it}$		
Coefficientes por Regressores	Coefficientes Estimados	Desvios Padrões
$\beta_1^1$	-0,0727	0,0149
$\beta_1^2$	-0,0322	0,0120
$\beta_2$	0,0004	0,0002
$\beta_3$	0,0670	0,0224
$\beta_4$	0,0340	0,0249
$\beta_5$	0,2794	0,0800

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Os resultados da Tabela 3 apresentaram resultados semelhantes ao modelo anteriormente estimado, utilizando todos os estados da Federação e o Distrito Federal. Com exceção do coeficiente  $\beta_4$  referente à Taxa de Inflação – TI, todos os coeficientes estimados são estatisticamente significantes. O coeficiente referente à variável taxa de crescimento econômico da economia – GDP ( $\beta_3$ ) apresenta sinal positivo como esperado, implicando em uma correlação positiva entre crescimento econômico e superávits primários.

<sup>6</sup>Teste de Razão de Verossimilhança no valor de 19,63; com 500 replicações via *Bootstrap*.

O parâmetro da variável referente aos desvios das receitas correntes em relação à sua média estadual ( $\beta_5$ ) também tem sinal positivo refletindo a relação entre maiores receitas com aumentos nos superávits.

Em relação ao coeficiente que expressa a reação fiscal, verifica-se que em todos os regimes analisados esse parâmetro, que relaciona a resposta dos governos estaduais ao acúmulo da dívida pública ( $\beta_1$ ), também apresentaram sinais negativos, mesmo excluindo os estados com as maiores dívidas líquidas do setor público.

Ou seja, as evidências empíricas encontradas tanto no cenário em que estão todos os estados da Federação quanto na exclusão dos estados com as maiores dívidas públicas (São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul) apontaram que os superávits primários gerados pelos estados brasileiros não têm sido suficientes para evitar o acúmulo das suas dívidas. Contudo, vale ressaltar que essas evidências empíricas dizem respeito a uma reação fiscal média dos estados. Em outras palavras, os resultados apresentados podem não representar a realidade de cada estado e refletir apenas um comportamento médio dos mesmos.

## 5 Conclusões

No presente artigo buscou-se analisar a sustentabilidade da política fiscal nos estados brasileiros por meio de uma função de resposta fiscal do governo, adaptando a proposta de Bohn (2007) para uma estrutura de dados em painel para os estados brasileiros. Investigou-se então a existência de uma resposta dos governos estaduais em termos de geração de superávit primário ao acúmulo da dívida pública. A escolha desse método de investigação se deve ao fato de ser uma forma complementar e promissora de conduzir a análise da sustentabilidade da política fiscal de um país, ainda não realizada em nível estadual no Brasil.

Os resultados permitem inferir que, de acordo com o modelo com o efeito *threshold* nos superávits primários defasados em um período, não há uma política fiscal ativa em termos de geração de superávit ao aumento da dívida pública dos estados.

Vale ressaltar que os resultados encontrados neste estudo para o conjunto de estados brasileiros diferem dos encontrados em nível nacional por Lima & Simonassi (2005), Simonassi et al. (2014) ou Pereira (2008), e também de estudos já realizados que investigaram as dívidas estaduais, como Mora & Giambiagi (2005), Pereira (2008), Piancastelli & Boueri (2008). Entretanto, evidências empíricas dizem respeito a uma reação fiscal média dos estados que compõem o estado brasileiro, logo, não significam que são necessariamente válidos para todos os estados, mas apenas podem refletir um comportamento médio dos mesmos.

Portanto, a persistência dessa política fiscal inócua implicará na trajetória ascendente da relação dívida/PIB e, por conseguinte, à insolvência dos governos estaduais. Desse modo, mesmo não sendo preocupantes os níveis atuais da variável dívida/PIB nos estados, a continuidade desse comportamento por parte dos governos estaduais pode levar à necessidade de uma renegociação da dívida dos estados semelhante à ocorrida em 1998. Logo, outra questão relevante a ser analisada refere-se à tolerância dos governos estaduais a esse comportamento.

A outra evidência empírica encontrada neste estudo refere-se à importância do crescimento econômico e dos desvios das receitas correntes na geração de superávits primários dos estados brasileiros, fato que corrobora que o crescimento econômico associado às receitas extraordinárias constitui estratégias majoritárias para consecução do equilíbrio financeiro estadual no Brasil.

### **Agradecimentos**

Este estudo teve o apoio financeiro da FUNCAP (Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico) e do CNPq.

## Referências Bibliográficas

- Afonso, A. & Rault, C. (2007), What do we really know about fiscal sustainability in the eu? a panel data diagnostic, Working Paper Series 820, European Central Bank. 56 p.
- Bai, J. & Perron, P. (1998), 'Estimating and testing linear models with multiple structural changes', *Econometrica* **66**(1).
- Blanchard, O. (1990), Suggestions for a new set of fiscal indicators, Working Paper 79, OECD.
- Bohn, H. (1998), 'The behavior of U.S. public debt and deficits', *Quarterly Journal of Economics* **113**(3), 949–963.
- Bohn, H. (2007), 'Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?', *Journal of Monetary Economics* **54**, 1837–1847.
- Garcia, M. & Rigobon, F. (2004), A risk management approach to emerging market's sovereign debt sustainability with an application to brazilian data, Working Paper 103336, NBER, Cambridge, MA.
- Giambiagi, F. & Além, A. C. D. (2000), *Finanças Públicas. Teoria e prática no Brasil*, 2 edn, Elsevier, Rio de Janeiro.
- Goldfajn, I. (2002), Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável?, Notas Técnicas 25, Banco Central de Brasil.
- Gong, G., Greiner, A. & Semmler, W. (2001), 'Growth Effects of Fiscal Policy and Debt Sustainability in the EU', *Empirica* **28**, 3–19.
- Hakkio, C. S. & Rush, M. (1991), 'Is the budget deficit "too large"?', *Economic Inquiry* **29**(429-445).
- Hamilton, J. & Flavin, M. (1986), 'On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing', *American Economic Review* **76**(4), 808–819.
- Hansen, B. E. (1999), 'Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference', *Journal of Econometrics* **93**, 345–368.
- Lima, L. R. & Simonassi, A. G. (2005), 'Dinâmica não-linear e sustentabilidade da dívida pública brasileira', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **35**(2).
- Luporini, V. (1999), 'Sustainability of the brazilian fiscal policy and central bank independence', CEDEPLAR/FACE/UFMG. 26 p.
- Mora, M. & Giambiagi, F. (2005), Federalismo e endividamento subnacional: uma discussão sobre a sustentabilidade da dívida estadual e municipal, Texto para Discussão 1142, IPEA, Rio de Janeiro.
- Moss, T. J. & Chang, H. S. (2003), The other costs of high debt in poor countries: Growth, policy dynamics, and institutions, Issue Paper on Debt Sustainability 3, Center for Global Development, Washington DC. 16 p.

Pellegrini, J. A. (2012), Dívida estadual, Textos para discussão, Núcleo de Estudos e Pesquisa do Senado.

**URL:** <http://www12.senado.gov.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/td-110-divida-estadual>

Pereira, J. C. M. A. (2008), Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros, Master's thesis, Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG, Belo Horizonte, MG. 89 p.

Piancastelli, M. & Boueri, R. (2008), Dívida dos estados 10 anos depois, Texto para Discussão 1366, IPEA, Rio de Janeiro. 45 p.

Pinton, O. V. F. & Mendonça, H. F. (2008), Impulso fiscal e sustentabilidade da dívida pública: uma análise da política fiscal brasileira, *in* 'Finanças Públicas – XIII Prêmio Tesouro Nacional', p. 37.

Rocha, F. F. (1997), 'Long-run limits on the brazilian government debt', *Revista Brasileira de Economia* 4, 447–470.

Rocha, F. F. & Giuberti, A. C. (2008), 'Assimetria cíclica na política fiscal dos estados brasileiros', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 38, 253–275.

Sargent, T. & Wallace, N. (1981), Some unpleasant monetarist arithmetic, *in* M. Preston, ed., 'The rational expectations revolution: readings from the front line', MIT Press, Cambridge.

Simonassi, A. G., Arraes, R. A. E. & Sena, A. M. C. (2014), 'Fiscal reaction under endogenous structural changes in Brazil', *Economia (Brasília)* 15(68-81).

Trehan, B. & Walsh, C. E. (1988), 'Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing', *Journal of Economics Dynamics and Control* 17, 423–441.